联合行动情境对个体时间知觉的影响*

汪俊 郑峥

(1 浙江师范大学心理学院, 金华 321004)

(2 浙江省儿童青少年心理健康与危机干预智能实验室, 金华 321004)

摘　要 以往研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源，但鲜有研究关注社会情境下的时间知觉偏差机制。本研究结合联合行动情景和时间二分任务范式, 系统探究了联合行动情境对个体时间知觉的影响机制。实验一发现，相对于单人情境，联合情境下个体长时距的主观相等点向同伴短时距任务区间显著偏移(即主观相等点下降)，且时间知觉敏感性显著下降。实验二通过操纵信念激发共同表征，并通过同伴不在场削弱社会促进强度。结果显示, 相较于单人情境，个体在信念情景下表现出与联合情境类似的主观相等点偏移，但时间知觉敏感性无显著变化。实验三中通过操纵同伴的任务目标为非时间估计任务来削弱共同表征的影响，同时通过操纵同伴在场激发社会促进。结果显示，相较于单人情境，个体的时间知觉敏感性显著下降，但主观相等点无显著偏移。综上，联合行动情境中个体通过共同表征机制表征同伴的时距任务信息，从而导致时间估计发生偏移；而当他人在场竞争注意资源时, 个体时间知觉敏感性会显著降低。

关键词 时间知觉，联合行动，共同表征，社会促进

分类号 B842

收稿日期：2023-3-20

* 全国教育规划项目“基于多元融合目标的同伴介入法对自闭症儿童融合教育的促进机制研究”(BBA240045)资助

通讯作者：郑峥, E.mail: zhengz@zjnu.edu.cn; 汪俊, E.mail: jun.wang@zjnu.edu.cn

1 前言

时间知觉是个体感知外部世界事件的时间属性, 并有效适应环境变化的重要能力之一(Chambon et al., 2008; Schirmer et al., 2016)。在日常生活中, 人类需要准确感知和估计事件的持续时间。例如, 跳水运动员在起跳后需要准确估计时间, 以确保完成技术动作并垂直入水。然而, 个体的时间估计并非完全精准, 通常存在主观偏差。因此, 探究时间估计偏差的来源, 提高时间估计的准确性对日常生活具有重要意义, 也一直是国内外心理学领域密切关注的研究主题(李宝林, 黄希庭, 2019; Li et al., 2017; Shi et al., 2013)。

以往研究表明, 外部刺激的历史输入信息和个体自身的内在注意资源是导致个体时间知觉偏差的两个重要因素。前者主要基于贝叶斯理论视角, 提出先前输入信息从中心化效应(Central Tendency Effect)和序列依赖效应(Sequential Dependence Effect)两个方面影响时间知觉(Sadibolova & Terhune, 2022)。中心化效应指个体的时间知觉估计会偏向于刺激分布区间的平均值 (即整体背景) , 表现为高估短时距刺激或低估长时距刺激(Acerbi et al., 2012; Jazayeri & Shadlen, 2010)。例如, Jazayeri 和 Shadlen (2010)的研究要求被试在不同时距区间内复制时间时发现, 估计的时间值系统地偏向于刺激所在时距区间的平均值, 即中心化效应, 且长时距区间刺激表现出更强的中心化效应 (Jazayeri & Shadlen, 2010)。另一方面, 序列依赖效应指的是当前试次的时距估计受到先前试次(尤其是前一个试次)时距的影响(局部背景)。例如, 前一个试次时距大于当前试次时距时, 被试更倾向于高估当前试次时距(Chen et al., 2023; Wang et al., 2023)。此外, 个体自身认知状态 (尤其是注意资源) 同样会影响时间估计的准确性。相较于单独完成时间估计任务, 个体同时完成时间估计任务和非时间估计任务会增加估计误差, 且该误差会随着非时间任务难度增加或任务表现越好而增加 (Brown, 1985)。

上述研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源, 但现实生活中个体往往需要在联合行动情境(Joint action)中对时间进行估计。还是以跳水为例, 双人跳水需要两名运动员同时精确估计动作时间。任意一方的时间估计偏差都会影响同伴, 从而增加配合失败的风险。尽管联合情境下的时间估计普遍存在, 但迄今为止, 关于时间知觉的实证研究仍主要集中于单人情境, 仅有少量研究探讨了社会线索对时间知觉的影响, 如面孔表情(Ishikawa et al., 2016)、眼神注视方向(Burra & Kerzel, 2021)和身体动作(Nather et al., 2013)等。然而, 这些研究本质上仍属于单人情境的时间知觉, 并非真正意义上探讨真实联合行动场景中的时间知觉。联合行动是指社会情境下个体协调自身与他人的行动以共同改变环境的过程, 是近年来认知科学

领域的热点之一。在此视角下, 研究者们愈发关注联合行动情境下个体如何表征他人的任务、行动以及与自身的关系, 并以此调整自身行动的过程 (Sebanz et al., 2006; Sebanz & Knoblich, 2021)。

在联合行动中, 为实现共同目标, 个体会主动调整自身任务表现以配合同伴 (Vesper et al., 2017; Wang et al., 2020; Shen et al., 2023)。即使在无共享目标的情况下, 个体也会自发以同伴视角编码任务信息, 从而影响自身表现 (宋晓蕾 等, 2020; Atmaca et al., 2011; 郭人豪 等, 2020; Zheng & Wang, 2023)。这一现象在联合西蒙任务 (Joint Simon task) 中首次被发现, 该任务表明, 当任务由两名被试共同完成时, 会出现空间相容性效应 (联合西蒙效应), 但当被试独自完成任务时, 该效应则会消失 (Sebanz et al., 2003)。研究者据此提出共同表征假说, 即个体在编码自身任务信息的同时, 也会表征同伴任务信息 (Sebanz et al., 2003)。针对这一现象, 研究者提出了共同表征假说, 即个体在编码自我任务信息的同时, 能自发以同伴视角来编码同伴任务信息(宋晓蕾, 董梅梅, 2023; 徐胜, 宋晓蕾, 2016)。后续研究在不同范式上都验证了共同表征假说, 并进一步指出, 表征到的同伴信息能够储存在工作记忆或长时记忆中, 从而影响个体任务表现, 如社会学习迁移任务 (Milanese et al., 2010)、社会统计学习任务 (Zheng & Wang, 2023; Zheng & Wang, 2024a) 和联合整体编码任务 (Zheng & Wang, 2024b) 等。例如, 在联合整体编码任务中, Zheng 和 Wang (2024b) 设置了包含两个分布区间 (即 0° 至 90°和 90°至 180°) 的线条整体编码任务。被试需在单人情境或联合情境 (当与他人共同完成该任务) 下对其中一个分布区间内的线条集进行整体编码反应, 而忽略另一个分布区间的线条集。结果发现, 联合情境下被试的整体编码反应偏向于其同伴任务的分布区间, 如当同伴任务刺激分布区间更大时, 个体更倾向于做出比真实线条朝向更大的判断；而在独自完成任务时, 被试表现出无偏的整体编码反应。更重要的是, 该研究通过调节被试间群际关系 (即内群体或外群体) 验证了共同表征机制的因果机制。同时有研究指出, 与同伴在同一个空间下的联合行动并不是共同表征加工的必要条件, 即使通过在线形式(信念情景)完成任务, 个体也会表征同伴任务信息 (Atmaca et al., 2011; Tsai et al., 2008)。进一步研究表明, 感知到的他人意图或任务目标能够调节共同表征效应 (Hudson et al., 2016; Iacoboni et al., 2005)。例如,当同伴任务刺激存在多个属性(如颜色和形状)时, 个体仅能表征同伴任务中与同伴意图一致的刺激属性 (Zheng & Wang, 2023)。

除了上述共同表征效应, 在联合行动情境中, 个体的任务表现还可能会受到他人在场这一社会线索的影响, 并表现出社会促进效应 (Oliva et al., 2017; Ferraro et al., 2011)。社会促进

效应指的是他人的存在或行为对个体任务表现的积极或消极影响, 这种影响具体取决于任务的性质 (Zajonc, 1965; Bond et al., 1983; Cottrell et al., 1968)。当任务较简单或高度自动化时, 社会存在通常会提升表现；相反, 在复杂或高难度的任务中, 社会存在可能因分散注意力而抑制表现(Zajonc, 1965; 徐胜, 宋晓蕾, 2016)。当采用高难度的联合 Stroop (Huguet et al., 1999)、联合视觉搜索 (Zang et al., 2022)和联合记忆 (张环 等人, 2020)等任务时, 前人研究均发现他人在场会竞争个体有限的注意资源, 使其表现出较差的任务绩效 (详见综述 Mnif et al., 2022)。 与这些任务类似, 时间知觉任务也是一项具有挑战性的任务。因此有理由推测同伴在场会分散个体的注意力, 降低个体的时间知觉敏感性, 表现出消极的社会促进效应。 除了行为研究, 前人研究还通过比较不同情境中注意相关的偏侧化脑电成分,提供了同伴在场影响个体注意资源分配的神经证据 (Kourtis et al., 2014)。例如, Kourtis 等人(2014) 探究了个体在三种情景中注意资源分配过程： (1)个体独自完成单侧化动作(如独自用单手举杯并假装与同伴碰杯)；(2)个体独自完成双侧化动作(如双手同时举杯并假装与同伴碰杯)；(3)个体与同伴相对而坐并共同完成单侧化动作(如双方同时单手举杯并碰杯)。结果发现, 个体在独自完成单侧化动作时表现出显著偏侧化脑电成分, 表明其注意资源仅分配至单侧区域。然而, 在个体独自完成双侧化动作时, 未观察到偏侧化脑电成分, 表明其注意资源同时分配到双侧区域。更重要的是, 个体与同伴共同完成单侧化动作时, 同样未表现出明显的偏侧化脑电成分, 表明他人在场会竞争个体有限的注意资源,导致其将注意资源同时分配到自身和他人动作。

综上, 本研究结合时间二分任务和联合行动任务范式来考察个体时间知觉是否受联合行动情境的影响, 并进一步厘清共同表征和社会促进这两种机制可能的作用。实验一通过比较个体在独自 (单人情境) 或与他人共同完成 (联合情境) 时间二分任务时的任务表现, 探究联合行动情境对时间估计的影响。在此基础上, 实验二和实验三通过设置信念情境和非目标情境来操纵共同表征和社会促进的强度, 从而系统探究共同表征和社会促进是否是联合行动情境影响个体时间估计的关键因素。具体而言, 在实验二的信念情境中, 被试虽然独自完成时间二分任务, 但被告知其同伴在另一空间中共同完成相同任务。通过上述操纵, 同伴不在场能有效削弱社会促进效应, 但被试仍然能通过信念表征其同伴任务信息(共同表征机制)。在实验三非目标情境中, 被试与同伴在同一空间完成时间二分任务, 而同伴需要完成非时间估计任务(例如颜色识别)。与实验二的操纵相反, 同伴在场依然能引发社会促进效应, 但由于任务目标不同, 个体共同表征到的非时间任务信息对其时间估计的影响较弱。基于此, 我们假设：在联合行动情境下, 个体通过共同表征机制表征同伴的任务信息, 并进一步与自我任

务信息整合形成先验信息, 从而导致个体的主观时间估计偏向同伴任务的时距区间 (即主观相等点的中心化偏差)。同时, 他人在场会占用个体的注意资源, 进而显著降低时间知觉敏感性。此外, 基于时间知觉的序列依赖效应理论 (Wang et al., 2023; Chen et al., 2023), 我们进一步假设序列依赖效应是时间估计的普遍特征, 其表现为当前试次的时距估计受到前一试次影响, 但这种效应在不同情境中无显著差异。

2 实验一

2.1 方法

2.1.1 被试

本研究采用 2 (背景：单人情境、联合情境) × 2(任务类型：长时距区间 、短时距区间) 的被试间设计。考虑到以往未开展过相似研究, 本研究选择相对保守的中等效应量 ($f = 0.25$) 用于样本量计算。为了达到 80%的统计功效, 0.05 的显著性水平, 本研究至少需要 128 名被试 (Faul et al., 2007)。最终, 本研究共招募浙江师范大学本科生或研究生共 128 名(平均年龄为 21.88 岁, $SD = 2.23$, 其中男性 27 名)。本研究通过了浙江师范大学伦理委员会审查。被试在实验前签署知情同意书, 实验结束后接受一定的报酬。

2.1.2 实验材料

本研究通过 Matlab 生成橙色(RGB = 244, 164, 96)和绿色(RGB = 152, 251, 152)实心圆 (半径约为 1.4°)刺激, 并呈现在 21 寸 LCD 显示器 (刷新率为 120Hz) 的灰色 (127, 127, 127) 背景上。被试与屏幕之间的距离约为 60 cm。实验程序采用基于 Matlab 的 Psychophysics Toolbox 编制。

2.1.3 实验程序

被试被随机分配到长时距区间组或短时距区间组, 其中短时距区间组的刺激持续时间为 400 ms 或 1000 ms, 长时距区间组的刺激持续时间为 1000 ms 或 1600 ms,。不同时距区间的刺激用橙色或绿色圆标识。同时, 不同时距组的被试还被随机分配到联合情境或单人情境内进行实验。

实验设计包含两个阶段, 分别为学习阶段和正式实验阶段 (见图 1)。在联合情境的学习阶段中, 两名被试同坐在一张长桌前, 相距大约 30 cm。两名被试分别接受指导语, 并使用一台电脑独自完成练习阶段任务。上述操作旨在使联合情境中的被试能够清楚感知同伴存在, 同时相对独立地完成练习阶段任务。而在单人情景的学习阶段中, 仅有一名被试独自坐在电脑前完成练习阶段任务。不论是在联合情境或单人情景中, 屏幕上都会先呈现 1000 ms 的注视点,呈现特定时距区间组的实心圆刺激, 例如向短时距区间组的被试呈现橙色圆, 且橙色圆的持续时间为 400 ms 或 1000 ms。实心圆消失后, 被试需要根据屏幕上 “请判断” 的指示判断实心圆的持续时间为“短”或“长”, 并按“1”键或“3”键。被试按键后或 2000 ms 后, 屏幕上呈现被试判断正误的反馈, 反馈呈现时间在 1000 ms 至 1500 ms 内随机。为保证

形成标准时间估计, 被试需要同时达到以下条件才能结束练习：(1) 练习次数超过 10 次；(2) 正确率达到 90%及以上。

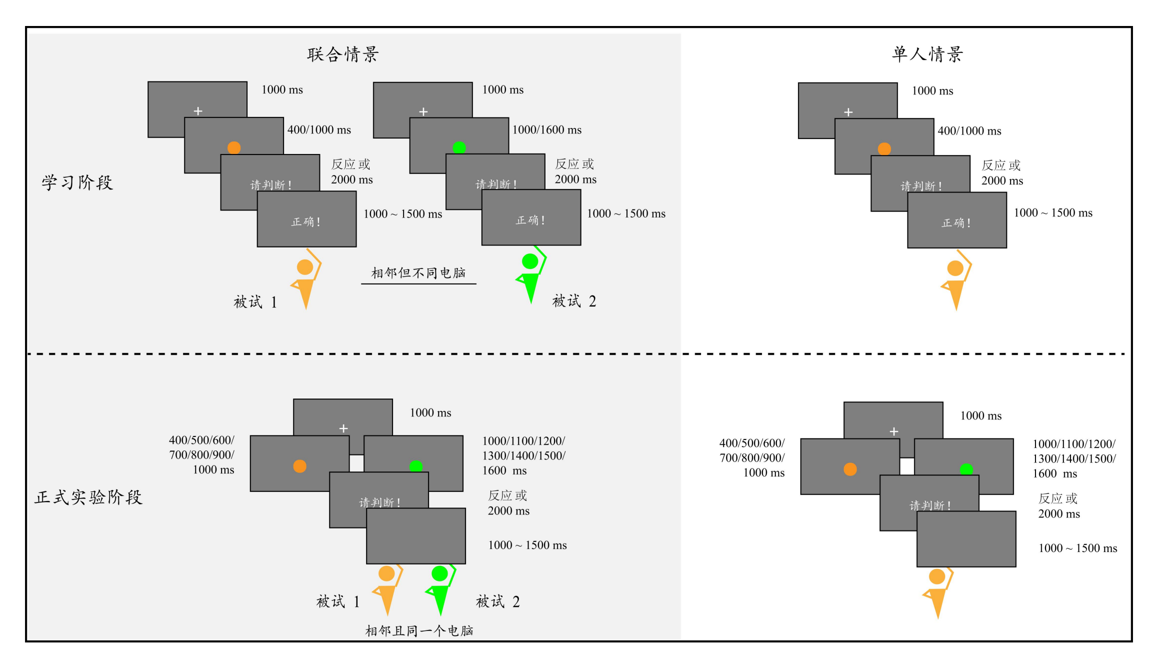


图 1 实验一流程示意图。左侧为联合情境, 右侧为单人情境；虚线以上为学习阶段, 虚线以下为正式实验阶段。

学习阶段结束后, 被试将进入正式实验阶段。联合情境下两名被试将相邻而坐, 使用同一台电脑共同完成实验任务；而单人情景下, 仅有一名被试独自完成实验任务, 座位随机分配至电脑屏幕的左侧或右侧。不论在联合情境或单人情景中, 屏幕上都会先呈现 1000 ms 的注视点, 接着随机呈现不同持续时间的橙色实心圆(持续时间为 400 ~ 1000 ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)或绿色实心圆(持续时间为 1000 ~ 1600 ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)。被试只需要判断与自己学习阶段颜色一致实心圆的持续时间, 并根据学习阶段形成的标准判断其持续时间为“短”或“长”, 与自身刺激颜色不一致的实心圆则不需要反应。被试反应后不再呈现反馈, 而是呈现 1000 ~1500 ms 的空屏试次间间隔。正式实验阶段包含少量的练习试次(不超过 10 次)和 700 正式实验试次(2 时距区间刺激×7 刺激水平, 每种条件重复 50 次)。整个实验分为 5 个模块 (block), 时距区间和任务情境的颜色匹配在被试间平衡。

2.1.4 数据分析

组间水平分析(group-wise analysis)

参照前人研究(Zheng & Wang, 2024b), 我们首先进行组间水平分析来比较不同情境间的中心化偏差。具体来说, 我们首先计算被试在每个测试水平下判断测试刺激为“长”的比例, 然后采用基于最大似然估计的 Logistic 函数拟合每名被试的比例结果(Treutwein &

Strasburger, 1999)：

$$Q(t) = Q_{inf}/(1 + \exp(-alpha*(t-t_{half})));$$

式中, Q_{inf}是指与时间 t 水平中最大的值(value as t → infinity), t_{half}是对称拐点(symmetric inflection point), alpha 是衰减常数(time decay constant)。

通过该拟合函数, 我们可以得到每名被试的三个关键指标：主观相等点、最小可觉差和韦伯分数。其中, 主观相等点指拟合函数中 50%概率判断为“长”时所对应的持续时间, 反映了主观时间倾向。最小可觉差为 75%概率和 25%概率判断为“长”时间差的一半, 反映了时间知觉的绝对敏感性, 分数越低代表更高的知觉敏感性。韦伯分数则是最小可觉差和主观相等点的比值, 反映了时间知觉的相对敏感性(Vroomen & Keetels, 2010; 姚竹曦 等., 2015)。较低的韦伯分数表示更高的时间知觉敏感性。本研究中,所有被试的拟合优度 (R^2) 都大于 0.9, 说明模型拟合效果良好, 数据具有较高的稳定性。

试次水平分析(trial-wise analysis)

在试次水平分析中, 为进一步探讨序列依赖效应 (即当前试次反应是否受到前一试次的影响), 我们采用了广义线性模型对被试的按键反应数据进行分析。首先, 根据当前试次 (试次 t)的前一试次 (试次 t-1)的反应类型, 将当前试次分为两类：“自我”条件指前一试次由被试自己按键反应, 而“无关”条件指前一试次被试无需按键反应。接着, 我们以 “短”或“长”判断作为因变量,测试刺激时距和先前试次类型作为自变量, 分别建立针对自我条件和无关条件的 logistic 回归模型。最后, 为了与中心化偏离效应指标保持一致, 我们同样根据回归模型曲线计算得到每名被试的主观相等点、最小可觉差和韦伯分数。

零假设检验统计和贝叶斯统计均采用 JASP 软件分析(版本 0.10.0.0; The JASP Team, 2022)。其中, 假设检验中的事后比较 p 值采用 Tukey 法矫正, 贝叶斯因子计算采用 JASP 的默认先验分布。

2.2 结果

2.2.1 群组水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) 方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 1568.04$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.93$, $BF_{inclusion}$ = 无穷(∞))。长时距区间条件的主观相等点显著大于短时距区间条件 (均

值差 = 619.80 ms, 差异的 95% CI = [588.82, 650.78], SE = 15.65 ms, t = 39.60, $p < 0.001$, Cohen's d = 7.00)。背景的主效应边缘显著 ($F(1,124) = 3.58$, $p = 0.061$, $\eta_p^2 = 0.03$, $BF_{inclusion}$ =2.94)。背景与任务类型的交互作用显著 ($F(1,124) = 6.65$, $p = 0.011$, $\eta_p^2 = 0.05$, $BF_{inclusion}$ =7.93)。简单效应分析显示, 对短时距区间条件而言, 联合情境与单人情境的主观相等点没有显著差异 (均值差 = 10.74 ms, 差异的 95% CI = [–68.39, 46.90], SE = 22.14 ms, t = 0.49, p = 0.962, Cohen's d = 0.12)；而对长时距区间条件而言, 联合情境的主观相等点显著低于单人情境 (均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [12.31, 127.60], SE = 22.14 ms, t = 3.16, p = 0.011, Cohen's d = 0.79)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间)方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 100.57$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.45$, $BF_{inclusion}$ = 无穷(∞)), 长时距区间条件的最小可觉差显著大于短时距区间条件 (均值差 = 53.85 ms, 差异的 95% CI = [43.22, 64.48], SE = 5.37 ms, t = 10.03, $p < 0.001$, Cohen's d = 1.77)。背景的主效应显著 ($F(1,124) = 7.73$, $p = 0.006$, $\eta_p^2 = 0.06$, $BF_{inclusion}$ = 5.30), 联合情境下的最小可觉差显著大于单人情境(均值差 = 14.93 ms, 差异的 95% CI = [4.30, 25.56], SE = 5.37 ms, t = 2.78, p = 0.006, Cohen's d = 0.49)。任务类型与背景的交互作用不显著 ($F(1,124)$ = 0.88, p = 0.351, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion}$ = 1.28)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间)方差分析(见图 2)。结果显示, 时距区间的主效应显著 ($F(1,124) = 5.84$, $p = 0.017$, η_p^2 = 0.05, $BF_{inclusion}$ = 2.32), 长时距区间条件的韦伯分数显著小于短时距区间条件 (均值差 = 0.013, 差异的 95% CI = [0.002, 0.024], SE = 0.006, t = 2.42, p = 0.017, Cohen's d = 0.41)。任务情境的主效应显著 ($F(1,124) = 11.11$, $p = 0.001$, $\eta_p^2 = 0.08$, $BF_{inclusion}$ = 20.96), 联合情境下的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.008, 0.03], SE = 0.006, t = 3.33, p = 0.001, Cohen's d = 0.59)。任务类型与背景的交互作用不显著 ($F(1,124) = 0.61$, $p = 0.436$, η_p^2 = 0.01, $BF_{inclusion}$ = 0.93)。

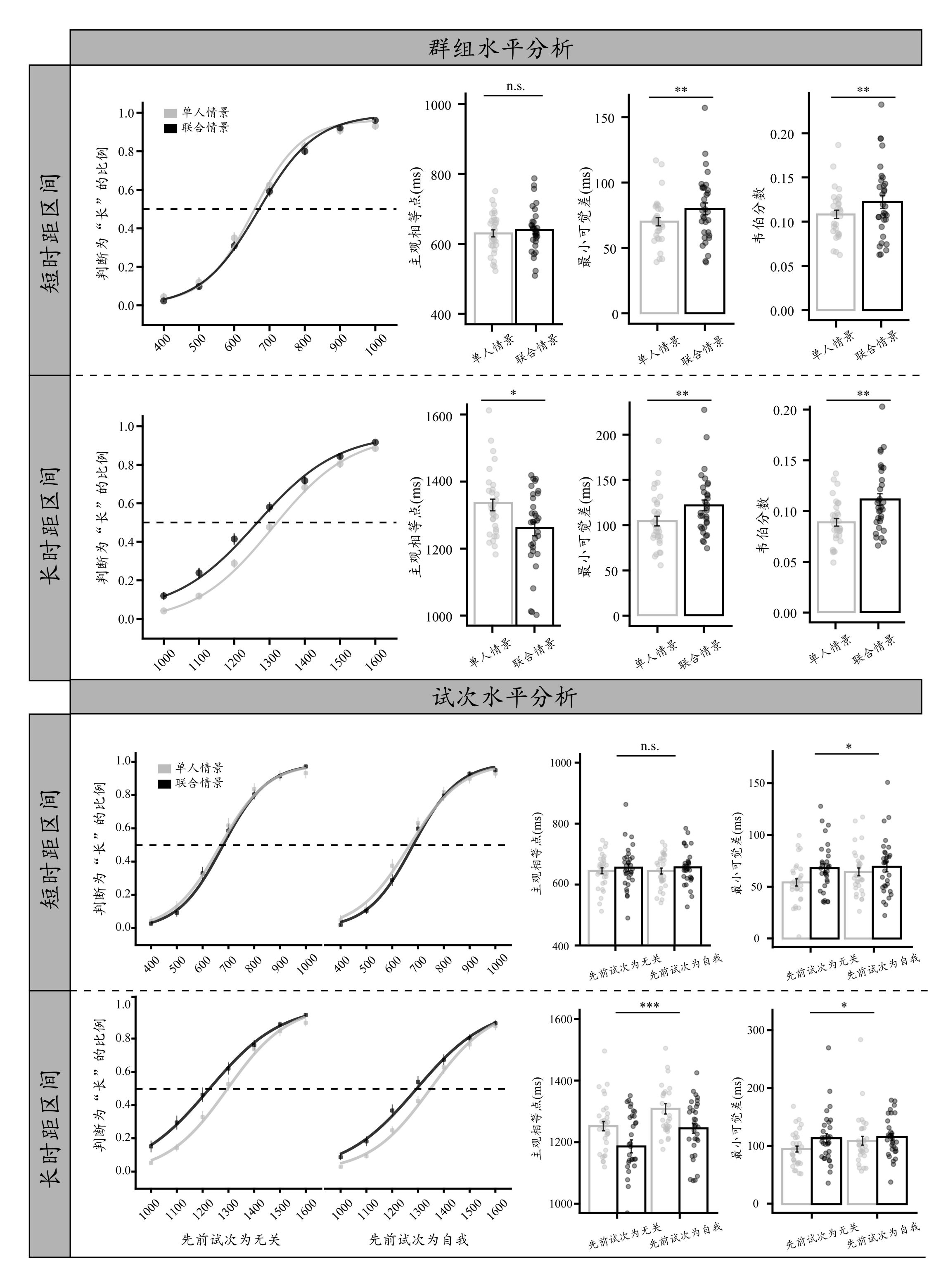


图 2 实验一中长、短时距区间条件下联合情境、单人情境的群组水平分析和试次水平分析结果。其中左侧部分展示了各条件下的心理物理曲线, 纵坐标为将测试刺激时距判断为“长”的比例, 横坐标为不同测试时距水平。其中代表 50%判断比率的虚线与心理物理曲线的交汇点反映了被试在不同条件下的主观相等点。右侧条形图依次展示了不同任务情境 (单人情境与联合情境) 下的平均主观相等点、最小可觉差和韦伯分数结果。图中上方为群组水平分析结果, 下方为试次水平分析结果。误差线代表标准误差 (SE)。*$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$, n.s. 代表 $p > 0.05$。

2.2.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 1536.42$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.93$, $BF_{inclusion}$ = 无穷(∞)), 长时距区间条件的主观相等点显著大于短时距区间条件 (均值差 = 620.78 ms, 差异的 95% CI = [589.44, 652.78], $SE = 15.83$ ms, $t = 39.20$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 6.60$)。先前试次类型的主效应显著 ($F(1,124) = 41.89$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.25$, $BF_{inclusion} = 1.63\times10^{11}$), 先前试次为自我时的主观相等点显著高于先前试次为无关(均值差 = 32.96 ms, 差异的 95% CI = [22.88, 43.04], $SE = 5.09$ ms, $t = 6.47$, $p = 0.005$, Cohen's $d = 0.35$)。背景的主效应边缘显著 ($F(1,124) = 3.66$, $p = 0.058$, $\eta_p^2 = 0.03$, $BF_{inclusion} = 3.57$)。背景与任务类型的交互作用显著($F(1,124) = 7.56$, $p = 0.007$, $\eta_p^2 = 0.06$, $BF_{inclusion} = 7.55$)。简单效应分析显示, 对长时距区间条件而言, 联合情境的主观相等点显著低于单人情境 (均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [13.81, 133.91], $SE = 22.40$ ms, $t = 3.30$, $p = 0.007$, Cohen's $d = 0.79$)；而对短时距区间条件而言, 联合情境与单人情境的主观相等点没有显著差异 (均值差 = 13.24 ms, 差异的 95% CI = [–73.29, 46.82], $SE = 22.40$ ms, $t = 0.59$, $p = 0.935$, Cohen's $d = 0.14$)。同时, 先前试次类型与任务类型的交互作用显著($F(1,124) = 41.55$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.25$, $BF_{inclusion} = 5.80\times10^6$)。简单效应分析显示, 对长时距区间条件而言, 先前试次为自我时的主观相等点显著高于先前试次为无关(均值差 = 65.79 ms, 差异的 95% CI = [46.48, 85.09], $SE = 7.20$ ms, $t = 9.14$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 0.70$)；而对短时距区间条件而言, 先前试次为自我或无关时的主观相等点没有显著差异(均值差 = 0.13 ms, 差异的 95% CI = [-19.18, 19.44], $SE = 7.20$ ms, $t = 0.02$, $p = 1.000$, Cohen's $d < 0.01$)。其余交互作用均不显著($F < 0.05$, $p > 0.824$, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} < 0.46$)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 95.29$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.44$, , $BF_{inclusion} = 3.61\times10^{13}$), 长时距区间条件的最小可觉差显著大于短时距区间条件 (均值差 = 48.91 ms, 差异的 95% CI = [38.99, 58.83], $SE = 5.01$ ms, $t = 9.76$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 1.37$)。背景的主效应显著 ($F(1,124) = 6.08$, $p = 0.015$, $\eta_p^2 = 0.05$, $BF_{inclusion} = 1.45$), 联合情境下的最小可觉差显著大于单人情境(均值差 =

12.35 ms, 差异的 95% CI = [2.44, 22.27], SE = 5.01 ms, t = 2.47, p = 0.015, Cohen's d = 0.35)。先前试次类型的主效应显著 ($F(1,124) = 4.22$, $p = 0.042$, $\eta_p^2 = 0.03$, $BF_{inclusion} = 0.65$)。先前试次为自我时的最小可觉差显著大于先前试次为无关(均值差 = 7.91 ms, 差异的 95% CI = [0.29, 15.53], SE = 3.85 ms, t = 2.06, p = 0.042, Cohen's d = 0.221)。其余交互作用均不显著($F < 0.05$, $p > 0.824$, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} < 0.46$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 7.14$, $p = 0.009$, $\eta_p^2 = 0.05$, $BF_{inclusion} = 2.36$), 长时距区间条件的韦伯分数显著小于短时距区间条件 (均值差 = 0.015 ms, 差异的 95% CI = [0.004, 0.026], SE = 0.006 ms, t = 2.67, p = 0.009, Cohen's d = 0.39)。背景的主效应显著 ($F(1,124) = 9.32$, $p = 0.003$, $\eta_p^2 = 0.07$, $BF_{inclusion} = 6.56$), 联合情境下的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.017 ms, 差异的 95% CI = [0.006, 0.028], SE = 0.006 ms, t = 3.05, p = 0.003, Cohen's d = 0.45)。先前试次类型的主效应不显著 ($F(1,124) = 1.79$, $p = 0.184$, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.28$)。其余交互作用均不显著 ($F < 3.49$, $p > 0.064$, $\eta_p^2 < 0.03$, $BF_{inclusion} < 0.58$)。

2.3 讨论

群组水平分析结果显示,联合情景下个体的长时距主观相等点显著偏向向同伴任务的时距区间, 表现为中心化偏差。试次水平分析结果进一步验证了这一中心化偏差。 同时, 该偏差不受先前试次类型的影响。这表明, 联合情境促使个体同时积累自身任务和同伴任务相关的先验时距信息；而单人情境下, 个体仅积累与自身任务相关的先验时距信息。另一方面, 群组水平和试次水平分析结果均显示, 联合情境下个体的时间知觉敏感性显著低于单人情境, 表明联合行动情境影响了时间知觉任务中的个体认知状态, 导致整体水平和局部水平的时距估计准确性下降。

以上结果支持了我们的假设, 即联合行动情境显著影响了个体时间知觉, 这与前人研究报道的联合行动情境对个体任务表现的结果一致(Sebanz et al., 2006)。然而, 实验一本身尚不能厘清联合情境是通过共同表征机制还是社会促进机制产生影响。因此, 为进一步系统探究共同表征和社会促进是否是联合行动情景影响个体时间估计的关键机制及其潜在作用, 我们在后续实验中通过设置信念情景和非目标情景来操纵共同表征和社会促进的强度。

3 实验二

实验一发现, 相较于单人情境, 联合情境中仅长时距区间组被试表现出主观相等点显著下降。此外,联合情景中被试都表现出更低的时间知觉敏感性。为了进一步探究实验一中观察到的效应更多是由于共同表征或是社会促进的影响, 我们在实验二中采用信念情境。在该情境中同伴不在场能有效削弱社会促进效应, 但被试仍然能通过信念表征其同伴任务信息(共同表征机制)。考虑到实验一中,主观相等点的情景间差异仅出现在长时距区间估计任务中, 我们在实验二中仅要求被试完成长时距区间估计任务。

3.1 被试

为了与实验一长时距区间组被试数量保持一致,实验二新招募了 32 名被试参加实验(平均年龄为 21.58 岁, *SD* = 2.41, 其中男性 8 名), 其他均与实验一一致。

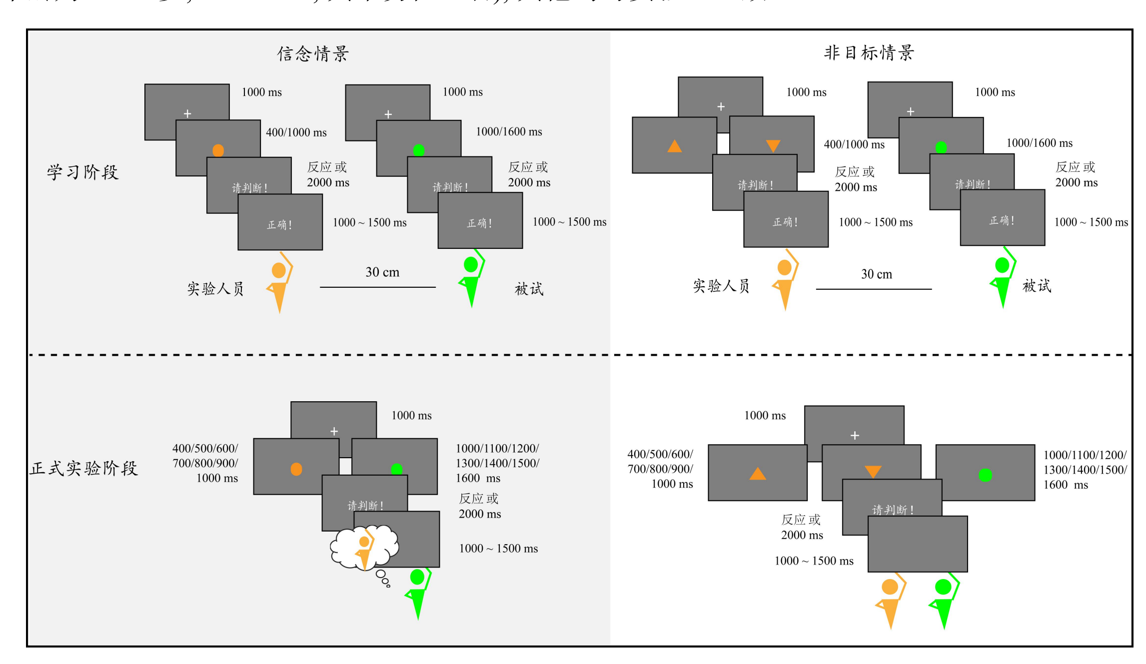


图 3 实验二和实验三的流程示意图。左侧为实验二的信念情境, 右侧为实验三的非目标情境；虚线以上为学习阶段, 虚线以下为正式实验阶段。

3.2 实验材料、程序和数据分析

实验仪器、程序和分析方法基本与实验一相同(见图 3), 但以下内容有所不同：

为了强化学习阶段中被试与同伴共同完成任务的信念, 并保证实验间操纵的一致性, 实验二中被试将与假被试相邻完成学习阶段任务。具体操作上, 与实验一的联合情境相同, 被试先与一名同性别的假被试坐在一张长桌前, 相距大约 30 cm 左右。被试和假被试分别接受指导语, 并各自使用一台电脑完成练习阶段任务。然后, 主试告知双方在正式实验阶段的随

机分组(被试始终被分配在长时距区间条件)和相应任务要求。随后, 主试告知两人需要在不同的房间内完成实验, 并保证被试清楚地意识到同伴将在另一房间完成任务, 并要求被试坐在电脑屏幕前左侧或右侧。数据分析中, 我们联合实验一中长时距区间组的被试数据进行跨实验间分析。

3.3 结果

3.3.1 群组水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3 个水平(单人情景、联合情景和信念情景)的单因素方差分析 (见图 4)。结果显示, 背景的主效应显著(F(2, 93) = 4.87, p = 0.010, η_p^2 = 0.10, $BF_{inclusion}$ = 4.43)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 57.23 ms, 差异的 95% CI = [0.36, 114.10], SE =23.88 ms, t = 2.40, p = 0.048, Cohen's d = 0.60), 而信念情境下被试的主观相等点与联合情境没有显著差异(均值差 = 12.72 ms, 差异的 95% CI = [–69.59, 44.14], SE = 23.85 ms, t = 0.53, p = 0.855, Cohen's d = 0.13)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [13.09, 126.82], SE = 23.88 ms, t = 2.93, p = 0.012, Cohen's d = 0.73)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3 个水平(单人情景、联合情景和信念情景)的单因素方差分析 (见图 4)。结果显示, 背景的主效应显著 (F(2, 93) = 4.24, p = 0.017, η_p^2 = 0.08, $BF_{inclusion}$ = 2.71)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的最小可觉差显著低于联合情境(均值差 = 23.44 ms, 差异的 95% CI = [2.76, 44.12], SE =8.68 ms, t = 2.70, p = 0.022, Cohen's d = 0.68), 而信念情境下被试的最小可觉差与单人情境没有显著差异 (均值差 = 3.49 ms, 差异的 95% CI = [–17.20, 24.17], SE = 8.68 ms, t = 0.40, p = 0.915, Cohen's d = 0.10)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的最小可觉差边缘显著高于单人情境 (均值差 = 19.95 ms, 差异的 95% CI = [0.73, 40.64], SE =8.68 ms, t = 2.30, p = 0.061, Cohen's d = 0.57)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3 个水平(单人情景、联合情景和信念情景)的单因素方差分析 (见图 4)。结果显示, 背景的主效应显著 (F(2, 93) = 7.15, p = 0.001, η_p^2 = 0.13, $BF_{inclusion}$ = 25.54)。事后比较结果显示,信念情境下被试的韦伯分数显著低于联合情境(均值差 = 0.02, 差异的 95% CI

= [0.005, 0.037], *SE* =0.007, t = 3.10, p = 0.007, Cohen's d = 0.78),而信念情境下被试的韦伯分数与单人情境没有显著差异(均值差 = 0.002, 差异的 95% CI = [–0.018, 0.014], *SE* = 0.007, t = 0.33, p = 0.943, Cohen's d = 0.08)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = 0.023, 差异的 95% CI = [0.007, 0.039], *SE* =0.007, t = 3.43, p = 0.003, Cohen's d = 0.86)。

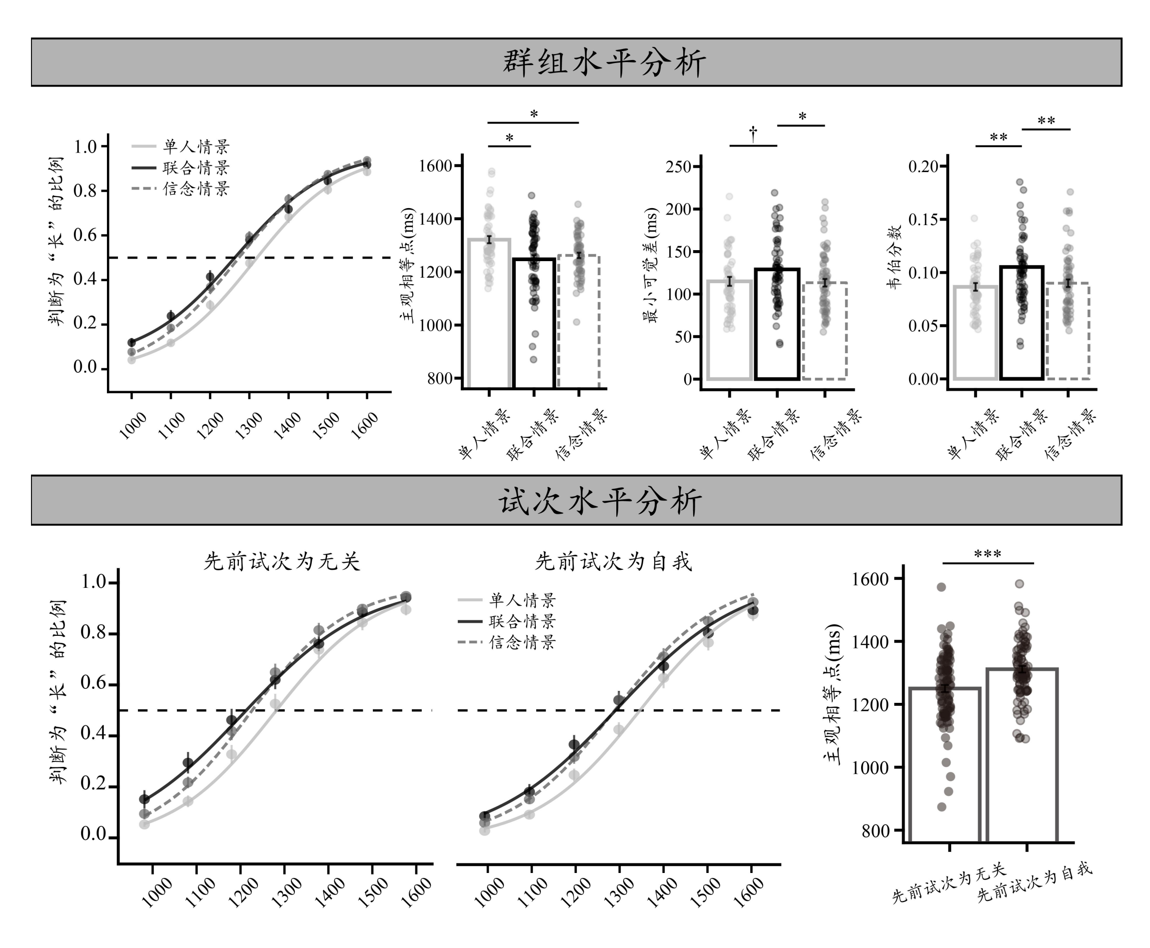


图 4 实验二中不同背景下的群组水平分析和试次水平分析结果。图中上方为群组水平的分析结果, 下方为试次水平的分析结果。误差线表示标准误差 (SE)。†p < 0.1, *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001。

3.3.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。与群组水平分析结果一致, 背景的主效应显著(F(2, 93) = 5.18, p = 0.007, η_p^2 = 0.10, $BF_{inclusion}$ = 4.72)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 59.08 ms, 差异的 95% CI = [-0.12, 118.27], *SE* =24.28 ms, t = 2.43, p = 0.044, Cohen's d = 0.58), 而信念情境下被试的主观相等点与联合情境没有显著差异(均值差 = 14.78 ms, 差异的 95% CI = [–44.41, 73.98], *SE* = 24.28 ms, t = 0.61, p = 0.816, Cohen's d =

0.15)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [14.67, 133.16], SE = 24.28 ms, t = 3.04, p = 0.009, Cohen's d = 0.72)。先前试次类型的主效应显著(F(1, 93) = 89.33, p < 0.001, η_p^2 = 0.49, $BF_{inclusion}$ = 1.45×10^{12}, 见图 4), 先前试次为自我时的主观相等点显著大于先前试次为无关(均值差 = 61.20 ms, 差异的 95% CI = [48.34, 74.06], SE = 6.48 ms, t = 9.45, p < 0.001, Cohen's d = 0.60)。先前试次类型与背景的交互作用不显著(F(2, 93) = 0.51, p = 0.600, η_p^2 = 0.10, $BF_{inclusion}$ = 0.50)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示无显著主效应或交互作用(F < 2.29, p > 0.107, η_p^2 < 0.05, $BF_{inclusion}$ < 0.36)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著(F(2, 93) = 4.45, p = 0.014, η_p^2 = 0.09, $BF_{inclusion}$ = 1.85)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的韦伯分数边缘显著小于联合情境(均值差 = 0.015, 差异的 95% CI = [-0.001, 0.032], SE =0.007, t = 2.29, p = 0.062, Cohen's d = 0.45), 而信念情境下被试的韦伯分数与单人情境没有显著差异(均值差 = 0.003, 差异的 95% CI = [–0.013, 0.02], SE = 0.007, t = 0.51, p = 0.866, Cohen's d = 0.10)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.002, 0.035], SE = 0.007, t = 2.80, p = 0.017, Cohen's d = 0.55)。先前试次类型的主效应 (F(1, 93) < 0.01, p = 0.960, η_p^2 < 0.01, $BF_{inclusion}$ = 0.12) 和先前试次类型与背景的交互作用均不显著(F(2, 93) = 0.81, p = 0.448, η_p^2 = 0.02, $BF_{inclusion}$ = 0.07)。

3.4 讨论

实验二的群组水平和试次水平结果均显示, 相较于单人情境, 个体主观相等点在信念情境下与实验一联合情境相似, 表现为主观相等点向同伴任务的时距区间显著偏移。信念情境(同伴不在场)能有效削弱社会促进效应, 但不影响个体通过信念共同表征其同伴任务信息(Atmaca et al., 2011; Tsai et al., 2008)。因此该结果表明联合情境通过共同表征机制将同伴任务时距信息作为先验信息进行整合, 从而导致个体主观相等点偏移。另一方面, 群组水平的时间知觉敏感性分析结果表明, 相较于实验一的联合情境, 个体在信念情境下的时间知觉敏感性显著提高, 并恢复至单人情境相当水平。进一步试次水平分析结果 (韦伯分数)也表现出

类似的趋势。这表明同伴在场 (联合情境)导致的社会促进效应可能是造成个体时间知觉敏感性下降的主要原因。

4 实验三

实验一和实验二的结果发现, 联合情境和信念情境下被试的主观相等点相较于单人情境显著下降, 而在单人情境和信念情境下被试表现出较高的时间知觉敏感性。实验三进一步设置非目标情境。在该情境中同伴在场依然能够表现出社会促进效应, 但由于任务不同, 共同表征到的非时间任务信息对被试的时间估计影响较小。与实验二相同, 实验三仅要求被试完成长时距区间估计任务。

4.1 被试

为了与实验一长时距区间组的被试量一致, 实验三招募 32 名被试参加实验(平均年龄为 21.59 岁, *SD* = 1.93, 其中男性 4 名), 其他与实验一一致。

4.2 实验材料、程序和数据分析

实验仪器、程序和分析方法基本与实验一相同, 但以下内容有所不同:

为了保证实验间操纵条件的一致性, 实验三中被试将与假被试相邻完成学习阶段任务。具体而言, 与实验一的联合情境相同, 被试与一名假被试(性别与被试一致)同坐在一张长桌前, 相距大约 30 cm。被试和假被试分别接受指导语, 并各自使用一台电脑完成练习阶段任务。与实验一联合情境不同的是, 在学习阶段中, 被试则需要完成时距判断任务, 而假被试需要完成形状判断任务, 任务刺激由纯色(橙色或绿色)实心圆替换成同色的正三角形或倒三角形。学习阶段结束后, 被试与假被试相邻而坐, 使用同一台电脑共同完成正式实验阶段任务。正式实验阶段共呈现三种图形刺激, 分别是实心圆、正三角或倒三角, 且颜色与学习阶段一致。在该阶段中, 被试需要判断实心圆持续时间(与实验一一致, 持续时间为 1000 ms ~ 1600ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平), 而假被试则需要判断正三角或倒三角的形状, 且刺激呈现时间与实验一中短时距区间的持续时间一致(持续时间为 400 ms ~ 1000 ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)。实验过程中将通过指导语保证被试了解同伴的任务要求。与实验二一致, 我们将实验三的被试数据与实验一长时距区间组的被试数据结合, 进行跨实验间分析。

4.3 结果

4.3.1 群组水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3 个水平(单人情景、联合情景和非目标情景)的单因素方差分析 (见图 5)。结果显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 4.56$, $p = 0.013$, $\eta_p^2 = 0.09$, $BF_{inclusion} = 3.47$)。事后比较结果显示,非目标情境下被试的主观相等点显著高于联合情境(均值差 = 70.10 ms, 差异的 95% CI = [6.30, 133.91], SE =26.78 ms, $t = 2.62$, $p = 0.028$, Cohen's $d = 0.65$), 但与单人情境没有显著差异(均值差 = 0.15 ms, 差异的 95% CI = [63.96, 63.65], SE = 26.78 ms, $t = 0.01$, $p = 1.000$, Cohen's $d < 0.01$)。此外,与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [6.15, 133.76], SE =26.79 ms, $t = 2.61$, $p = 0.028$, Cohen's $d = 0.65$)。

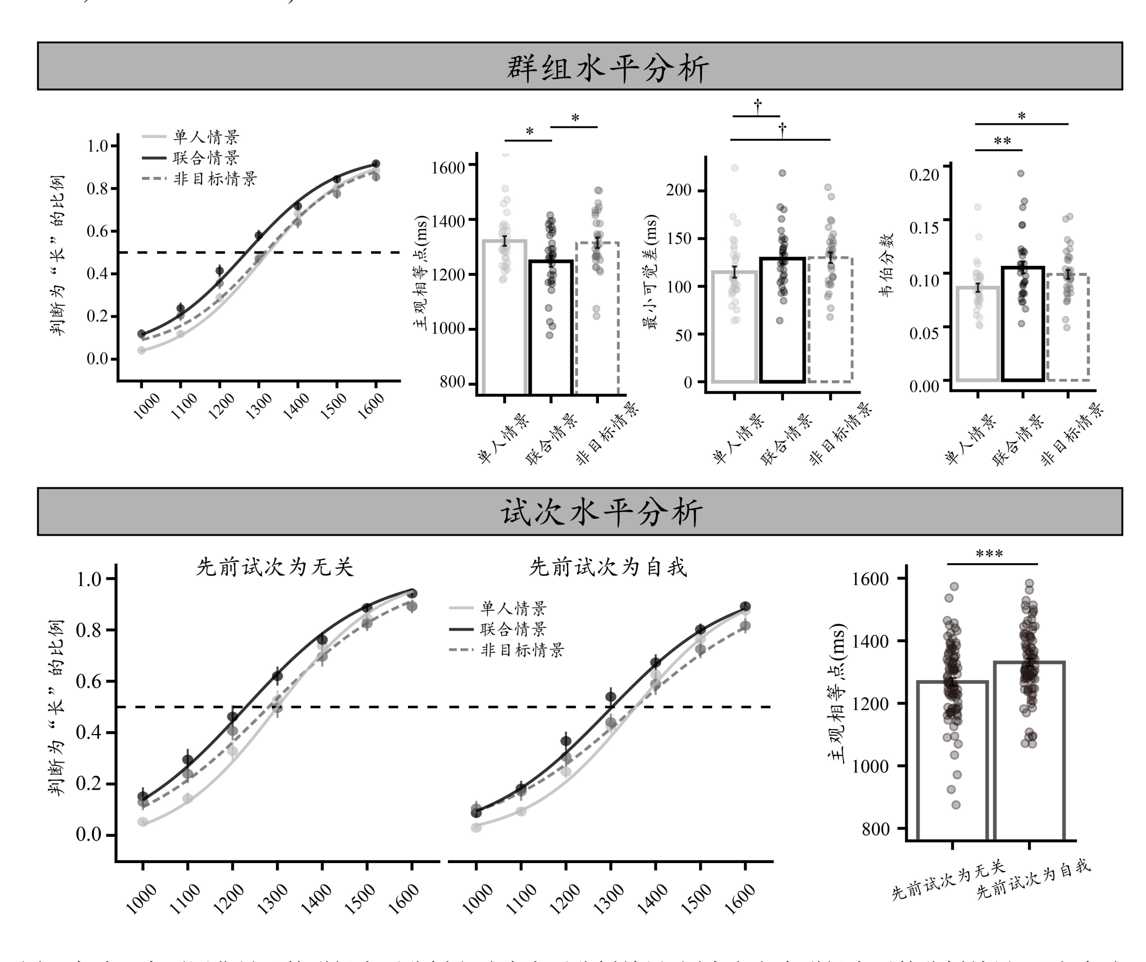


图 5 实验三中不同背景下的群组水平分析和试次水平分析结果. 图中上方为群组水平的分析结果, 下方为试次水平的分析结果。误差线表示标准误差 (SE)。†$p < 0.1$, *$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3 个水平(单人情景、联合情景和非目标情景)的单因素方差分析 (见图 5)。结果显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 3.33$, $p = 0.040$, $\eta_p^2 = 0.07$, $BF_{inclusion} = 1.33$)。事后比较结果显示, 非目标情境下被试的最小可觉差边缘显著高于单人情境(均值差 = 20.44 ms, 差异的 95% CI = [1.09, 41.96], $SE = 9.04$ ms, $t = 2.26$, $p = 0.066$, Cohen's $d = 0.57$), 但与联合情境没有显著差异(均值差 = 0.48 ms, 差异的 95% CI = [–22.01, 21.04], $SE = 9.04$ ms, $t = 0.05$, $p = 0.998$, Cohen's $d = 0.01$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的最小可觉差边缘显著高于单人情境(均值差 = 19.95 ms, 差异的 95% CI = [1.57, 41.48], $SE =9.04$ ms, $t = 2.21$ $p = 0.075$, Cohen's $d = 0.55$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3 个水平(单人情景、联合情景和非目标情景)的单因素方差分析 (见图 5)。结果显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 6.19$, $p = 0.003$, $\eta_p^2 = 0.12$, $BF_{inclusion} = 12.26$)。事后比较结果显示,非目标情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = 0.016, 差异的 95% CI = [0.0002, 0.032], $SE =0.007$, $t = 2.41$, $p = 0.046$, Cohen's $d =0.60$), 但与联合情境没有显著差异(均值差 = 0.007, 差异的 95% CI = [–0.009, 0.023], $SE = 0.007$, $t = 1.01$, $p = 0.573$, Cohen's $d = 0.25$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = 0.023, 差异的 95% CI = [0.007, 0.039], $SE =0.007$ ms, $t = 3.42$, $p = 0.003$, Cohen's $d = 0.86$)。

4.3.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境)×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 4.60$, $p = 0.012$, $\eta_p^2 = 0.09$, $BF_{inclusion} = 3.12$)。事后比较结果显示, 非目标情境下被试的主观相等点显著高于联合情境(均值差 = 67.46 ms, 差异的 95% CI = [1.64, 133.27], $SE =26.99$ ms, $t = 2.50$, $p = 0.037$, Cohen's $d = 0.60$), 但与单人情境没有显著差异(均值差 = 6.40 ms, 差异的 95% CI = [–59.41, 72.22], $SE = 26.99$ ms, $t = 0.24$, $p = 0.969$, Cohen's $d = 0.06$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [8.05, 139.67], $SE = 26.99$ ms, $t = 2.74$, $p = 0.020$, Cohen's $d = 0.65$)。先前试次类型的主效应显著 ($F(1, 93) = 79.31$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.46$, $BF_{inclusion} = 1.15\times10^{11}$)。先前试次为自我时的主观相等点显著大于先前试次为无关(均值差 = 62.45 ms, 差异的 95% CI = [48.52, 76.37], $SE = 7.01$ ms,

$t = 8.91$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 0.55$, 见图 5)。先前试次类型与背景的交互作用不显著($F(2, 93) = 0.24$, $p = 0.789$, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.37$)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示无显著主效应或交互作用($F < 2.20$, $p > 0.117$, $\eta_p^2 < 0.05$, $BF_{inclusion} < 0.32$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 4.31$, $p = 0.016$, $\eta_p^2 = 0.09$, $BF_{inclusion} = 1.46$)。事后比较结果显示, 首先与实验一一致, 联合情境下被试的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.003, 0.034], $SE = 0.006$, $t = 2.89$, $p = .013$, Cohen's $d = 0.51$)；非目标情境下被试的韦伯分数也表现出类似趋势(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [-0.003, 0.028], $SE =0.006$, $t = 1.92$, $p = 0.14$, Cohen's $d = 0.34$), 但与联合情境没有显著差异(均值差 = 0.003, 差异的 95% CI = [–0.013, 0.02], $SE = 0.007$, $t = 0.51$, $p = .866$, Cohen's $d = 0.10$)。先前试次类型的主效应 ($F(1, 93) = 0.07$, $p = 0.800$, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.16$) 和先前试次类型与背景的交互作用均不显著($F(2, 93) = 0.68$, $p = 0.509$, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.06$)。

4.4 讨论

实验三的群组水平和试次水平结果均显示, 相较于实验一的联合情境, 个体在非目标情境下的主观相等点与实验一的单人情境相似, 未显著偏向于同伴任务的时距区间。前人研究发现, 个体对同伴任务信息的共同表征取决于同伴目标(Hudson et al., 2016; Iacoboni et al., 2005)。因此, 非目标情景下主观相等点未偏移结果表明, 当同伴任务目标与时间无关时, 个体无法通过共同表征机制来整合同伴任务中的时距信息, 从而影响其主观相等点。另一方面, 群组水平的时间知觉敏感性分析表明, 相较于单人情境, 个体在非目标情境下的时间知觉敏感性显著下降,与联合情境相当。进一步试次水平分析结果 (韦伯分数)也表现出类似的趋势。该结果进一步支持了实验二的结论, 即同伴在场导致的社会促进效应是个体时间知觉敏感性下降的主要原因。

5 总讨论

相较于以往研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源, 本研究首次结合时间二分任务和联合行动任务范式, 系统探究了联合行动情境下的个体时间知觉偏差, 拓展了时间知觉的研究情境。在此基础上, 本研究进一步厘清了共同表征和社会促进这两种潜在机制的作用。实验一比较了个体在单人情境和联合情境下完成时间二分任务时的时间知觉加工差异。群组水平和试次水平分析结果都发现, 仅在长时距区间条件下, 联合情境下的主观相等点显著低于单人情境, 同时联合情境下个体的最小可觉差和韦伯分数都显著高于单人情境。而在短时距区间条件下, 联合情境仅导致个体的最小可觉差和韦伯分数显著增加。此外, 序列依赖分析结果发现, 个体的时间知觉受到先前无关试次的显著影响, 表现为主观相等点的下降和最小可觉差的增加。和假设一致, 实验一中, 联合场景个体受到同伴影响, 表现出时间估计的中心化偏差。实验二和实验三进一步通过设置信念情境和非目标情境, 以操纵共同表征和社会促进的强度, 系统探究二者是否是联合行动情境影响个体时间估计的关键机制。实验二结果发现, 当通过信念激发共同表征时, 个体表现出与联合场景相当的主观相等点, 并显著低于单人情境。同时通过同伴不在场削弱社会促进强度时, 个体表现出与单人情境相当的最小可觉差和韦伯分数, 并显著低于联合情境。相反, 在实验三中, 当通过操纵同伴的任务目标为非时间估计任务来削弱共同表征的影响时, 个体的主观相等点与单人情景相当, 并显著高于联合情境。同时通过操纵同伴在场激发社会促进时, 个体表现出与联合情境相当的最小可觉差和韦伯分数, 并显著高于单人情境。结合三个实验结果可以看出,联合行动情境中个体的时间知觉会受到同伴影响, 并基于不同机制表现出不同效应。首先, 个体通过共同表征机制将同伴任务信息表征为先验信息, 从而表现出主观时间估计偏向同伴的时距区间。其次, 同伴在场激发了社会促进, 占用了个体的注意资源, 从而导致时间知觉敏感性下降。

和以往经典联合行动任务范式(例如联合西蒙任务、联合整体编码任务)类似 (Zheng & Wang, 2024b; Beaurenaut et al., 2021), 本研究发现联合情境下, 即使没有共享目标, 同伴的任务信息也会作为先验信息被个体表征, 从而影响其时间知觉任务表现。以往个体水平的时间知觉研究表明, 历史先验信息对时间知觉的影响主要表现为中心化和序列依赖效应。当拓展到联合情境时, 首先和个体水平研究类似(Jazayeri & Shadlen, 2010; van Rijn, 2016), 本研究发现中心化偏差效应的不对称性, 表现为只在长时距条件下出现中心化偏差, 且该偏差效应总是偏向于同伴任务区间。根据贝叶斯时间知觉模型(Jazayeri & Shadlen, 2010; Shi et al., 2013; Sadibolova & Terhune, 2022), 先验时间信息(即先前任务中形成的内在时间记忆表征)与当前

累积的感觉时间信息 (即新接受到的信息)之间的整合作为后验分布, 共同决定了时间估计。相较于单人情境, 联合情境中个体接收到的先验信息混合了自我任务信息和同伴任务信息, 从而使得后验分布偏向于同伴任务时距区间。该结果进一步拓充了贝叶斯时间知觉模型在社会情境的应用。在非时间知觉联合任务中, Zheng 和 Wang (2024b)的研究发现相较于单人情境, 联合情境下个体的整体编码结果也表现出类似的偏向于同伴任务信息的中心化偏差效应。此外, 该研究通过操纵被试间的群际关系, 验证了共同表征机制导致中心化偏差效应因果机制(Zheng & Wang, 2024b)。与之相似, 本研究实验 3 通过设置非目标场景削弱共同表征强度, 验证了联合时间知觉中心化偏差效应中的共同表征机制。另一方面, 与个体水平的序列依赖效应类似(Shi et al., 2013), 本研究三个实验都发现了显著的序列依赖效应, 且先前试次为无关时的偏差效应显著高于先前试次为自我条件。更关键的是,序列依赖效应在三个实验场景中无显著差异, 表明该效应本身不受场景变化的影响。因此, 与以往个体水平时间知觉研究不同, 联合情境对个体时间知觉的影响只反映在中心化偏差效应。具体而言, 在将试次信息储存到长时记忆并形成试次间的先验信息分布时, 同伴任务试次可能由于共同表征机制赋予的较高社会显著性 (Tseng et al., 2022; Sui et al., 2013; Zheng & Wang, 2024b), 使其与非同伴任务试次分离, 从而影响了后验分布, 最终表现为中心化偏差效应。

另一方面, 在以往聚焦于个体层面的时间知觉研究基础上, 本研究探究了“他人在场”这一因素是否会诱发社会促进效应, 从而通过竞争个体有限的注意资源, 影响时间估计任务的表现。和假设一致, 相较于同伴不在场条件 (实验一单人情境和实验二信念情境), 在同伴在场条件 (实验一联合情境和实验三非目标情境)下个体的知觉敏感性显著下降。 这一结果重复了社会促进效应的经典发现, 即他人在场会竞争个体有限的注意资源(Mnif et al., 2022; Zang et al., 2022; Oliva et al., 2017), 减少个体对时间知觉任务的注意资源投入, 从而导致时间知觉敏感性下降。事实上, 本研究的结果与双任务范式中的时间知觉任务效应相似。当个体同时进行时间相关任务与非时间相关任务时, 非时间任务会竞争注意资源, 导致个体的时间知觉敏感性显著下降, 且这一下降与非时间任务的难度密切相关 (Brown, 1985)。这种现象可能源于在联合行动过程中, 个体需要额外投入认知资源, 以监控自身与他人的动作以及相关任务的结果 (Sebanz et al., 2021)。例如, Loehr 等人(2013)在研究钢琴专家二重奏时记录的脑电活动发现, 个体对自身与他人错误的早期检测表现出相似的神经反应。上述结果表明, 在联合行动情境中, 他人在场通过社会促进效应增加了对他人任务的注意资源分配, 但同时减少了对自身任务的关注, 这可能是导致时间知觉敏感性下降的关键机制。另一种可能的解

释基于时间贝叶斯理论, 整合同伴任务的时间信息为先验信息可能导致主观相等点偏移,并通过干扰反应标准降低时间知觉敏感性。如实验 1 的心理物理曲线 (图 2)所示, 相较于单人情境, 联合情境不仅表现出显著的主观相等点偏移, 当被试任务区间接近同伴任务区间时, 判断误差和敏感性下降尤为显著。实验 3 中也观察到敏感性下降的趋势, 但由于同伴任务与时间无关, 未表现主观相等点偏移。尽管贝叶斯整合理论能解释实验 1 和 3 的结果, 但无法解释实验 2 的结果。实验 2 显示, 尽管主观相等点偏移显著, 但敏感性未如实验 1 和 3 般改变。因此, 我们倾向认为, 他人在场通过竞争注意资源影响了时间知觉敏感性, 而非通过整合同伴任务信息改变知觉表现。需要强调的是, 注意资源竞争通常在双任务条件下同时影响主观相等点和敏感性, 但本研究中个体与同伴独立完成任务, 而非典型双任务情境。因此, 他人在场主要通过分散注意影响当前刺激加工状态, 降低时间知觉敏感性, 却不足以显著改变对同伴时距先验信息的整合。

综上, 本研究结果为社会场景中的时间知觉心理机制提供了实证证据, 拓展了时间知觉的研究情境。然而, 本研究仍存在一定局限性：首先, 参照以往联合行动范式,本研究采用不同颜色作为行动者区分线索, 并进行了被试间平衡处理。然而, 由于前人研究发现刺激颜色可能影响时间知觉 (Lin, 2003), 因此未来研究可能需要采用非颜色的行动者线索区分。其次, 在实验二和实验三中,我们采用假被试充当同伴完成联合情境任务。尽管这一设计控制了同伴行为的一致性, 这可能与实验一中真实联合行动中相比存在生态效度差异。未来研究应尽量采用真实联合行动情境来减少上述额外因素的影响。除此之外, 未来研究有必要结合前沿的人际间神经科学测量手段进一步挖掘联合行动情境中的个体时间知觉心理机制对应的神经基础。

6 结论

本研究通过三个实验系统探讨了联合行动情境对个体时间知觉的影响, 并揭示了共同表征与社会促进在其中的重要作用。研究结果表明, 联合情境中个体的主观时间估计偏向同伴的时距区间。同时, 他人在场会占用个体注意资源, 从而降低时间知觉敏感性。本研究不仅拓展了时间知觉研究的理论视角, 还为阐明社会情境下的时间知觉加工机制提供了重要参考。

7 参考文献

Acerbi, L., Wolpert, D., & Vijayakumar, S. (2012). Internal representations of temporal statistics and feedback

calibrate motor-sensory interval timing. *PLoS Computational Biology*, *8*(11), e1002771. https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1002771

Atmaca, S., Sebanz, N., & Knoblich, G. (2011). The joint flanker effect: Sharing tasks with real and imagined co-actors. *Experimental Brain Research*, *3*(4), 15.

Beaurenaut, M., Dezecache, G., & Grezes, J. (2021). Action co-representation under threat: A social simon study. *Cognition*, *215*, 104829. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2021.104829

Brown, S. (1985). Time perception and attention: the effects of prospective versus retrospective paradigms and task demands on perceived duration. *Perception and Psychophysics*, *38*(2), 115−124. https://doi.org/10.3758/bf03198848

Bond, C., Jr., & Titus, L. (1983). Social facilitation: A meta-analysis of 241 studies. *Psychological bulletin*, *94*(2), 265−292. https://doi.org/10.1037/0033-2909.94.2.265

Burra, N., & Kerzel, D. (2021). Meeting another's gaze shortens subjective time by capturing attention. *Cognition*, *212*, 104734. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2021.104734

Chambon, M., Droit-Volet, S., & Niedenthal, P. (2008). The effect of embodying the elderly on time perception. *Journal of Experimental Social Psychology*, *44*(3), 672−678. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2007.04.014

Chen, S., Wang, T., & Bao, Y. (2023). Serial dependence in timing at the perceptual level being modulated by working memory. *Psych Journal*, *13*. https://doi.org/10.1002/pchj.653

Cottrell, N., Wack, D., Sekerak, G., & Rittle, R. (1968). Social facilitation of dominant responses by the presence of an audience and the mere presence of others. *Journal of Personality and Social Psychology, 9*(3), 245–250. https://doi.org/10.1037/h0025902

Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, *39*(2), 175−191. https://doi.org/10.3758/bf03193146

Ferraro, L., Iani, C., Mariani, M., Milanese, N., & Rubichi, S. (2011). Facilitation and interference components in the joint Simon task. *Experimental Brain Research*, *211*(3), 337−343. https://doi.org/10.1007/s00221-011-2711-2

Guo, R., Wang, T., & Zhang J. (2020). The influence of multilingualism and multiculturalism on individual and social switching: Evidence from the Xibe. *Acta Psychologica Sinica*, *52*(9), 1071−1086.

[郭人豪, 王婷, 张积家. (2020). 多元语言文化对个体情境下与社会情境下认知转换功能的差异性影响——来自锡伯族的证据. *心理学报*, 52(9), 1071−1086.]

Hudson, M., Nicholson, T., Ellis, R., & Bach, P. (2016). I see what you say: Prior knowledge of other's goals automatically biases the perception of their actions. *Cognition*, *146*, 245−250. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2015.09.021

Huguet, P., Galvaing, M., Monteil, J., & Dumas, F. (1999). Social presence effects in the Stroop task: Further evidence for an attentional view of social facilitation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *77*(5), 1011−1025. https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1011

Iacoboni, M., Molnar-Szakacs, I., Gallese, V., Buccino, G., Mazziotta, J., & Rizzolatti, G. (2005). Grasping the intentions of others with one's own mirror neuron system. *PLoS Biology*, *3*(3), e79. https://doi.org/10.1371/journal.pbio.0030079

Ishikawa, K., & Okubo, M. (2016). Overestimation of the subjective experience of time in social anxiety: Effects of facial expression, gaze direction, and time course. *Frontiers in Psychology*, *7*, 611. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00611

JASP Team (2022). JASP (Version 0.16.3)[Computer software].

Jazayeri, M., & Shadlen, M. (2010). Temporal context calibrates interval timing. *Nature Neuroscience*, *13*(8), 1020−1026. https://doi.org/10.1038/nn.2590

Kourtis, D., Knoblich, G., Wozniak, M., & Sebanz, N. (2014). Attention allocation and task representation during joint action planning. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *26*(10), 2275−2286. https://doi.org/10.1162/jocn_a_00634

Loehr, J., Kourtis, D., Vesper, C., Sebanz, N., & Knoblich, G. (2013). Monitoring individual and joint action outcomes in duet music performance. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *25*(7), 1049−1061. https://doi.org/10.1162/jocn_a_00388

Li, B., & Huang X. (2019). Research advances on the duration aftereffect. *Acta Physiologica Sinica. 71*(1), 95−104. https://10.13294/j.aps.2018.0099

[李宝林, & 黄希庭. (2019). 时距知觉适应后效的研究进展. *生理学报* (1), 10.]

Li, B., Chen, Y., Xiao, L., Liu, P., & Huang, X. (2017). Duration adaptation modulates EEG correlates of subsequent temporal encoding. *Neuroimage*, *147*, 143−151. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2016.12.015

Lin, C. (2003). Effects of illumination, viewing distance, and lighting color on perception time. *Perceptual and Motor Skills*, *96*(3 Pt 1), 817−826. https://doi.org/10.2466/pms.96.3.817-826

Mnif, M., Chikh, S., & Jarraya, M. (2022). Effect of social context on cognitive and motor behavior: A systematic review. *Journal of Motor Behavior*, *54*(5), 631−647. https://doi.org/10.1080/00222895.2022.2060928

Milanese, N., Iani, C., & Rubichi, S. (2010). Shared learning shapes human performance: Transfer effects in task sharing. *Cognition*, *116*(1), 15−22. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2010.03.010

Nather, F., Bueno, J., & Bigand, E. (2013). Body movement implied by static images modulates eye movements and subjective time estimation. *Psychology & Neuroscience*, *6*(3), 261−270. https://doi.org/10.3922/j.psns.2013.3.04

Oliva, M., Niehorster, D., Jarodzka, H., & Holmqvist, K. (2017). Influence of Coactors on saccadic and manual responses. *I-perception*, *8*(1). https://doi.org/10.1177/2041669517692814, 2041669517692814

Sadibolova, R., & Terhune, D. B. (2022). The temporal context in bayesian models of interval timing: Recent advances and future directions. *Behavioral Neuroscience*, *136*(5), 364−373. https://doi.org/10.1037/bne0000513

Schirmer, A., Meck, W., & Penney, T. (2016). The socio-temporal brain: connecting people in time. *Trends in Cognitive Science*, *20*(10), 760−772. https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.08.002

Sebanz, N., Bekkering, H., & Knoblich, G. (2006). Joint action: Bodies and minds moving together. *Trends in Cognitive Science*, *10*(2), 70−76. https://doi.org/10.1016/j.tics.2005.12.009

Sebanz, N., & Knoblich, G. (2021). Progress in joint-action research. *Current Directions in Psychological Science*, *30*(2), 138−143.

Sebanz, N., Knoblich, G., & Prinz, W. (2003). Representing others' actions: just like one's own? *Cognition*, *88*(3), B11−B21. https://doi.org/10.1016/s0010-0277(03)00043-x

Shen, B., Chen, Y., He, Z., Li, W., Yu, H., & Zhou, X. (2023). The competition dynamics of approach and avoidance motivations following interpersonal transgression. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* , *120*(40), e2302484120. https://doi.org/10.1073/pnas.2302484120

Shi, Z., Church, R., & Meck, W. (2013). Bayesian optimization of time perception. *Trends in Cognive Science*, *17*(11), 556−564. https://doi.org/10.1016/j.tics.2013.09.009

Song, X., Jia, X., Zhao, Y., & Guo, J. (2020). The underlying mechanism of emotions on co-representation in joint actions. *Acta Psychologica Sinica*, *52*(3), 269−282.

[宋晓蕾, 贾筱倩, 赵媛, 郭晶晶. (2020). 情绪对联合行动中共同表征能力的影响机制. *心理学报*, 52(3), 269−282.]

Song, X., & Dong, M. (2023). A multidimensional representation model of interpersonal collaboration: From the perspective of cognitive representation. *Advances in Psychological Science*, *31*(7), 1288-1302.

[宋晓蕾, 董梅梅. (2023). 人际协同的多重表征模型——基于认知表征的视角. *心理科学进展* , *31*(7), 1288−1302.]

Sui, J., Rotshtein, P., & Humphreys, G. (2013). Coupling social attention to the self forms a network for personal significance. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *110*(19), 7607−7612. https://doi.org/10.1073/pnas.1221862110

Treutwein, B., & Strasburger, H. (1999). Fitting the psychometric function. *Perception and Psychophysics*, *61*(1), 87−106. https://doi.org/10.3758/bf03211951

Tsai, C., Kuo, W., Hung, D., & Tzeng, O. (2008). Action co-representation is tuned to other humans. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *20*(11), 2015−2024. https://doi.org/10.1162/jocn.2008.20144

Tseng, C., Jingling, L., & Cheng, M. (2022). Social affiliation is sufficient to provoke the partner-advantage. *Scientific Reports*, *12*(1), 21293. https://doi.org/10.1038/s41598-022-25052-1 van Rijn, H. (2016). Accounting for memory mechanisms in interval timing: a review. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, *8*, 245−249. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2016.02.016

Vesper, C., Schmitz, L., & Knoblich, G. (2017). Modulating action duration to establish nonconventional communication. *Journal of Experimental Psychology: General*, *146*(12), 1722−1737. https://doi.org/10.1037/xge0000379

Vroomen, J., & Keetels, M. (2010). Perception of intersensory synchrony: a tutorial review. *Attention Perception & Psychophys*, *72*(4), 871−884. https://doi.org/10.3758/APP.72.4.871

Wang, C., Li, H., Jia, L., Li, F., & Wang, J. (2020). Theta band behavioral fluctuations synchronized interpersonally during cooperation. *Psychonomic Bulletin & Review*, *27*(3), 563−570. https://doi.org/10.3758/s13423-020-01711-0

Wang, T., Luo, Y., Ivry, R., Tsay, J., Poppel, E., & Bao, Y. (2023). A unitary mechanism underlies adaptation to both local and global environmental statistics in time perception. *PLoS Computational Biology*, *19*(5), e1011116. https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1011116

Xu, S., & Song, X. (2016). Joint Simon effect: Current research, influencing factors and theories. *Advances in Psychological Science*, *24*(3), 367−378.

[徐胜, 宋晓蕾. (2016). 联合 Simon 效应：现状、影响因素与理论解释. *心理科学进展* , *24*(3), 367−378.]

Yao, Z., Zhang, L., & Zhang, K. (2015). Development and Influencing factors of the scalar timing model. *Advances in Psychological Science*, *23*(5). https://doi.org/10.3724/sp.J.1042.2015.00784

[姚竹曦, 张亮, 张侃. (2015). 标量计时模型的影响因素及发展. *心理科学进展* , *23*(5), 784−792.]

Zang, X., Zinchenko, A., Wu, J., Zhu, X., Fang, F., & Shi, Z. (2022). Contextual cueing in co-active visual search: Joint action allows acquisition of task-irrelevant context. *Attention Perception & Psychophys*, *84*(4), 1114−1129. https://doi.org/10.3758/s13414-022-02470-x

Zhang, H., Hou, S., Wang, H., Lian, Y., & Yang, H. (2020). Socially shared retrieval-induced forgetting in a naturalistic collaborative retrieval situation. *Acta Psychologica Sinica*, *52*(6), 716−729.

[张环, 侯双, 王海曼, 廉宇煊, 杨海波. (2020). 他人在场条件下的社会分享型提取诱发遗忘. *心理学报*, *52*(6), 716−729.]

Zajonc, R. (1965). Social facilitation. *Science (New York, N.Y.)*, *149*(3681), 269−274. https://doi.org/10.1126/science.149.3681.269

Zheng, Z., & Wang, J. (2023). Co-actors represent each other's task regularity through social statistical learning. *Cognition*, *235*. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2023.105411

Zheng, Z., & Wang, J. (2024a). Interbrain neural correlates of self and other integration in joint statistical learning. *npj Science of Learning*, *9*(1), 68. https://doi.org/10.1038/s41539-024-00280-4

Zheng, Z., & Wang, J. (2024b). Interpersonal prior information informs ensemble coding through the co-representation process. *Psychonomic Bulletin & Review*, *31*(2), 886–896. https://doi.org/10.3758/s13423-023-02390-3

The effect of joint action contexts on time perception

WANG Jun, ZHENG Zheng

(School of Psychology, Zhejiang Normal University, Jinhua 321004, China)

(Zhejiang Philosophy and Social Science Laboratory for the Mental Health and Crisis Intervention of Children and Adolescents, Jinhua 321004, China)

Abstract

Previous studies have primarily focused on exploring the sources of time perception bias at an individual level, but few studies have investigated the mechanisms behind time perception bias in social contexts. To address this gap, the present study combined joint action and time perception paradigms with the goal of investigating time perception in social contexts and further examining the mechanisms of co-representation and/or social facilitation in joint temporal perception through three experiments.

This study used a between-subject 2 × 2 experimental design, with the factors of context (individual vs. joint) and duration distribution (short intervals vs. long intervals). The stimulus durations were 400 ms or 1000 ms for the short interval group, and 1000 ms or 1600 ms for the long interval group. The varying intervals were indicated by yellow or green circles. Participants initially completed a learning task alone and were then randomly assigned to either an individual or joint context to complete a practice task. In the joint context , two participants who were unfamiliar with each other practiced with different temporal intervals and completed the experiment together. In the individual context, one participant sat alone on the left or right side of the screen to complete the experiment. During the learning phase, participants became familiar with the short- and long-interval stimuli. In the practice phase, solid orange circles of varying durations (from 400 ms to 1000 ms, in 100 ms increments) or solid green circles (from 1000 ms to 1600 ms, in 100 ms increments) were randomly shown on the screen. Participants then judged whether the duration of the stimulus was “short” or “long” based on criteria presented during the learning phase.

In Experiment 1, we found that individuals' subjective equivalence points were significantly altered, and their sensitivity to time perception was notably reduced in joint situations compared to individual situations. In Experiment 2, we stimulated co-representation by manipulating participants' beliefs, and the absence of peers reduced the influence of social inhibition. Individuals had similar shifts in subjective equivalence points as observed in joint situations, but there was no significant change in temporal perceptual sensitivity. In Experiment 3, co-representation was attenuated by giving the peer a non-temporal estimation task, while the presence of peers elicited social inhibition. These findings demonstrated a significant decrease in individuals' time-perception sensitivity compared to the individual situation, but no significant shift in subjective equivalence points was observed.

In summary, the present study suggests that individuals in joint action contexts represent their peers' task information through the mechanism of co-representation, which introduces bias in time estimation. Additionally, the presence of others creates competition for attentional resources, leading to a reduction in individuals' sensitivity to time perception in joint action contexts.

Keywords time perception; joint action; co-representation; social facilitation